

高管薪酬与公司绩效： 国有与非国有上市公司的实证比较研究

刘绍妮¹, 王大艳²

(1. 湖南大学 工商管理学院, 湖南 长沙 410079;

2. 厦门大学 经济学院, 福建 厦门 361005)

摘要: 高管薪酬与公司绩效一直都是学术界和实务界关注的热点。本文选取 2003 - 2010 年沪深两市 296 家国有和 176 家非国有 A 股上市公司为样本, 在控制了高管持股比例、公司规模、股权集中度和两职兼任等因素之后, 实证分析了不同所有权结构的公司高管薪酬对公司绩效影响的差异。研究结果表明, 高管薪酬水平与公司绩效显著正相关, 且随着高管持股数量的增加, 非国有上市公司高管薪酬对公司绩效的影响程度更高, 但国有上市公司则相反; 公司规模的扩大会降低高管薪酬对公司绩效的影响, 且只有当国有上市公司和非国有企业的股权集中度在不同的区间范围内, 高管薪酬与公司绩效才表现出显著正相关。

关键词: 高管薪酬; 公司绩效; 国有上市公司; 非国有上市公司

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002 - 9753(2013) 02 - 0090 - 12

Executive Compensation Affects Firm Performance: The Empirical Comparative Study on State - owned and Non - State - owned Enterprises

LIU Shao - wei¹, WAN Da - yan²

(1. Business School, Hunan University, Changsha 410079, China;

2. School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract: Executive compensation and company performance have always been the hot spots of the academic circles and business world. This research's samples select from 463 State - owned A - share listed companies and 176 non - State - owned A - share listed companies in Shanghai or Shenzhen Stock Exchange. We take executives holding ratio, company size, ownership concentration and CEO duality as control variables in order that we can analyze the difference of the company's ownership structure's different effect to the relationship of executives pay and company performance. This study arrive at the following conclusions by analyzing the significant relationship between executives pay level and company performance. Additionally, when the holding numbers increase, the effect of non - State - owned listed companies' executives compensation on company performance will increase. But State - owned listed company is contrast to that. The expanding of company size will reduce the incentive effect on performance. In addition, only when the z index of state - owned and non - state - owned listed company are in a specific range, can we observe the positive significant relationship between executive pay and company performance.

Key words: executive pay; performance; state - owned listed company; non - State - owned listed companies

收稿日期: 2012 - 10 - 10 修回日期: 2013 - 02 - 16

基金项目: 国家自然科学基金项目(71103061); 教育部博士学科点专项科研基金项目(20110161120030); 湖南省社会科学重点基金项目(12ZDB32); 湖南省自然科学基金青年人才培养联合基金项目(11JJB004); 湖南省软科学基金项目(2012ZK3037)

作者简介: 刘绍妮(1968 -), 女, 湖南衡阳人, 湖南大学工商管理学院管理学博士研究生, 研究方向: 公司财务与业绩评价。

一、引言

现代股份制企业中,公司所有权与经营权相分离,代理问题的产生便不可避免。将高管薪酬与公司绩效挂钩,既有利于调动高管的经营积极性,也能促进代理人与委托人的利益趋向一致,既增加了对代理人的激励也加强了约束。因此建立、完善薪酬激励制度对解决代理问题而言是至关重要的。然而,自20世纪90年代后期以来,特别是1998年上市公司高管年度薪酬等信息开始披露后,国内学者开始广泛关注高管薪酬对公司绩效的影响,但并未就这一问题达成共识。本文试图通过国有与非国有上市公司的对比分析,研究高管薪酬对公司绩效的影响,及公司规模、高管持股等对高管薪酬与公司绩效间的关联程度产生的影响,从而为完善薪酬机制提供参考。

西方学术界对高管薪酬与公司绩效关系研究起步较早,且理论体系已经成熟,但关于高管薪酬与公司绩效二者之间如何联系、是否相关等问题,尚未取得一致结论。如Jensen和Murphy(1990)利用1974-1986年《福布斯》公布的2213名高管薪酬数据研究CEO的报酬与公司绩效间的关系,认为CEO报酬与以股东财富衡量的业绩间有较弱的相关关系^[1]。John和Robert及David(1999)、Aggarwal(1999)等也认为高管薪酬与公司绩效间无显著相关关系。而Kaplan(1994)通过对比研究日美两国公司高管报酬与公司绩效间的关系发现,日美两国公司高管报酬与公司绩效显著正相关^[2]。Mehran(1995)、Coughlan和Schmidt(1985)在其研究中也得出相同结论。Hall and Liebman(1998)利用1980-1994年美国100家公众持股的最大的商业公司的数据研究经营者的报酬与公司经营业绩之间的关系,进一步发现经营者报酬结构中股票期权比重的不断增大会使经营者报酬与公司业绩的相关性显著增强^[3]。Kevin(2011)通过研究2006-2009年在纽约证券交易所上市的280家公司得出总的高管薪酬与以净资产收益率衡量的公司绩效显著正相关,并且发现公司规模是影响高管薪酬水平最显著的变量^[4]。

我国学者对高管薪酬与公司绩效二者之间关

系的研究起步较晚,这主要是受相关数据信息披露不完备的影响,且国内学者对高管薪酬与公司绩效的研究也未取得一致的结论。如魏刚(2000)认为高管年度报酬与公司业绩不存在显著的正相关关系,高管持股也并未发挥其应有的激励效果^[5]。李增泉(2000)、谌新民和刘善敏(2003)、王北星等(2007)、葛玉辉和刘哲(2011)等也得出类似结论。但张雪岷和张德明(2006)、杜兴强和王丽华(2007)、杨大光等(2008)、陈丹和刘杰琼(2010)等人的研究却表明高管薪酬与公司绩效显著正相关。另外在薪酬体系对公司绩效的影响研究中,冯根福、赵珏航(2012)通过构建内生化的Nash讨价还价模型,讨论年薪、股权激励和在职消费之间的关系,其研究表明,在给定年薪的情况下,高管的持股比例与在职消费相互替代,管理者持股比例的增加能够抑制在职消费,从而提高公司绩效^[6]。

总的来说,国外关于高管激励与公司绩效的理论体系已经成熟,但国外学者的实证研究在数据选择方面主要是以英美或日本等发达国家上市公司为主,且主要研究大企业,缺乏对发展中国家上市公司及中小企业的研究。我国学者对这一问题的研究起步较晚,在研究结论上存在较大分歧。国内学者在研究高管薪酬时注重研究高管薪酬水平及薪酬差距,并且大部分国内学者并未区分企业性质,虽然有的研究涉及了国企的高管薪酬与公司绩效,但并未将国企与非国企进行对比分析。本文在研究高管薪酬与公司绩效时将视角定位于国有与非国有上市公司的比较分析上,注重研究企业性质的不同对高管薪酬与公司绩效间关系的影响,在一定程度上弥补了国内研究的不分企业性质的不足。同时,通过国企与非国企的比较分析,为我国国有及非国有上市公司完善公司高管激励政策提供必要的理论依据。

二、理论假设

Jensen和Meckling(1976)认为,高管的薪酬既能够约束高管也能够吸引更多的人才,同时,这能使得管理绩效提高,从而带来股东财富的预期增加^[7]。因此将高管薪酬与公司绩效挂钩能减少代

理成本,既加强了对代理人的约束也增加了对代理人的激励。这种情况下,高管薪酬与公司绩效显著正相关,高管薪酬的增加有利于改善公司绩效。同时,与非国有上市公司的高管相比,由于国有上市公司的高管及其所得报酬具有其特殊性,国企高管既是政府工作人员又是公司管理人员,拥有更多的资源来获取自身的利益,从公司领取的报酬多少对他们来说就不那么重要,也就缺乏激励来改善公司绩效。故假设国有上市公司的高管薪酬对公司绩效的激励作用小于非国有上市公司的高管薪酬激励对绩效的提升作用。

因此,假设 1: 国有与非国有上市公司的高管薪酬与公司绩效显著正相关,且国有上市公司的高管薪酬对公司绩效的促进效应小于非国有上市公司。

让高管持有公司股票是协同高管与股东利益最有效的方法^[8]。一般而言,公司高管是风险规避型的,公司股东是风险中性的^[9]。当高管未持有公司股票时,他们会为保证其绩效薪酬的稳定而追求风险低收益也较低的投资项目^[7]。但当高管持有公司股票时,公司的利益与高管自身的利益便会趋于一致,公司价值的增长或公司业绩的改善,能增加高管的个人利益。因此高管持股比例越高,他们与公司的利益也更息息相关,此时高管为提高绩效薪酬会追求收益较高的投资项目。故假设随高管持股比例的增加,高管薪酬水平与公司绩效的关联程度增加,薪酬对绩效的影响增强。国企因其股权结构的特殊性,高管持有的公司股票数量少,零持股现象严重,持股比例很低,故假设国企高管持股比的增加对薪酬与绩效间的联系程度影响更小。

因此,假设 2: 随高管持股比例的增加,高管薪酬水平对公司绩效的影响会增加;与非国有上市公司比,国有上市公司高管持股比例增加时,高管薪酬对绩效的影响力增加的更少。

Conyon(1997)认为,高管薪酬与公司规模是紧密联系的。规模越大的公司管理起来越复杂,对高管的能力要求越高,承担的风险和责任越大,因此高管会要求更高的薪酬。另外大规模的企业

为了吸引、保持高素质的管理人员也会倾向于支付其更高的薪酬,因此高管薪酬与公司规模正相关。另外,Conyon(1997)还指出,高管薪酬与公司规模的这种联系不利于股东利益的实现^[10]。因为高管掌握着薪酬决定权时,为降低其风险,会倾向于减小其薪酬与绩效的关联而将其薪酬标准与公司规模扩张联系起来^[11]。

因此,假设 3: 公司规模扩大会降低高管薪酬对公司绩效的影响程度。

在股权集中度高的公司,大股东相对于其他股东而言拥有更多的公司股权,其利益与公司利益的联系更密切。因此他们有动力加强对公司经营者的监督,如对高管业绩与薪酬状况的监督。并且他们通常会把高管薪酬制度作为实现自身利益的工具^[12]。另外,大股东对公司拥有更多的控制权,其监督通常是有效的。因此在股权集中的上市公司中,高管的薪酬与绩效间的联系会更紧密。在股权集中度分散时,单个股东不仅缺乏监督高管的动力,也缺乏有效监督的能力。而高管掌握着公司的控制权,他们就可能会为追求自身利益而减弱其薪酬与公司绩效间的联系程度,从而使薪酬对绩效的影响变小。

因此,假设 4: 随着股权集中度的增加,国有与非国有上市公司的高管薪酬对公司绩效的影响也会增加。

董事会的主要职责是任命和监督公司管理人员,制定高管薪酬制度,保护股东的权益^[13]。若公司高管两职兼任时,就会降低董事会的自主性和独立性,拥有董事身份的高管对公司的控制权也就越大,可能会导致董事会对高管经营能力和经营业绩的评价不客观,不利于绩效-薪酬契约的制定与履行。

因此,假设 5: 当国有与非国有上市公司中存在两职兼任现象时,高管薪酬与公司绩效间的关联性更低,薪酬对绩效的影响也会越小。

三、变量与数据

(一) 变量说明

(1) 因变量: 绩效综合指标(PEF)。由于单一指标不能全面反映公司在一定时期内的业绩,因

此,有必要构建综合的绩效指标。公司的绩效又主要表现在盈利能力、股东获利能力及发展能力方面。故选取衡量公司盈利能力的指标:总资产净利润率(ROA)、净资产收益率(ROE);衡量股东获利能力的每股收益(EPS)及衡量发展能力的可持续发展率(RSD)这四个指标来构建公司绩效综合指标。通过主成分分析法将以上4个指标提取公因子,然后以每个指标的方差贡献率为权重,加权平均后便得到绩效综合指标(PEF),即:

$$PEF_i = \sum_{j=1}^4 (X_{ij} * T_{ij}) \quad j=1, 2, 3, 4 \quad (1)$$

其中, PEF_i 代表第 i 个公司综合绩效指标; X_{ij} 表示第 i 个公司的第 j 个因子的得分; T_{ij} 表示第 i 个公司的第 j 个因子的方差贡献率(即权重)。下面是运用 SPSS17.0 软件进行主成分因子分析后,得到的国有上市公司和非国有上市公司的绩效综合指标的表达式。

国有上市公司的绩效综合指标表达式:

$$ZZ_1^1 = 0.266 * ZEPS^1 + 0.301 * ZROA^1 + 0.315 * ZROE^1 + 0.290 * ZRSD^1 \quad (2)$$

非国有上市公司的绩效综合指标表达式:

$$ZZ_1^2 = 0.344 * ZEPS^2 + 0.362 * ZROA^2 + 0.322 * ZROE^2 + 0.215 * ZRSD^2 \quad (3)$$

以国有上市公司的绩效综合指标构建为例,首先用 KMO 检验^①及球形检验^②来判断数据是否符合因子分析的要求: $KMO = 0.773$,说明国有企

业的数据较适合做因子分析,且效果尚可;球形检验也给出了相同的信息。Bartlett's 球形检验的统计量大,且相伴概率为 0.0000,所以拒绝球形检验的零假设。由 KMO 检验和球形检验的结果得出:衡量绩效的各个指标之间存在相关性,较适合作因子分析。主成分列表按照特征根由小到大排列,如表 1。第一个主成分的特征根等于 2.900,大于 1,因此提取第一个主成分,并且第一个主成分解释了总变异的 72.512%。而第二个主成分的特征根远小于 1,因此只需提取第一个主成分。根据表 2 的因子得分系数矩阵可以将第一个主成分表示为各个变量的线性组合,称为因子得分函数:

$$ZZ_1^1 = 0.266 * ZEPS^1 + 0.301 * ZROA^1 + 0.315 * ZROE^1 + 0.290 * ZRSD^1 \quad (4)$$

其中,变量前的 Z 表示各变量已标准化。用以上公式就能算出第一个主成分的标准化值。

(2) 自变量: 高管薪酬(PAY)。本文的高管指总经理、总裁和副总经理、副总裁、董事长秘书及公司年报上公布的其他管理人员并包括董事中兼任的高管人员。由于能获得的高管薪酬数据是高管前三名薪酬之和,故用高管前三名薪酬之和的平均数来代表高管薪酬水平(PAY^③),且薪酬仅包含了高管从公司领取的工资、津贴、奖金、福利。本文采用 PAY^1 表示国有上市公司的高管薪酬水平, PAY^2 表示非国有上市公司的高管薪酬水平。

表 1 主成分列表

主成分	特征根	初始特征根		特征值	提取平方和	
		变异(%)	累计贡献率(%)		变异(%)	累计贡献率(%)
1	2.9000	72.512	72.512	2.9000	72.512	72.512
2	0.546	13.658				
3	0.387	9.686				
4	0.166	4.143				

① Kaiser 给出的 KMO 标准是: $KMO > 0.9$ 时,效果最好,非常适合因子分析; $0.7 < KMO < 0.9$ 时,效果尚可,其中 $0.8 < KMO < 0.9$ 时,适合因子分析; $0.7 < KMO < 0.8$ 时,一般; $0.6 < KMO < 0.7$ 时,效果很差,不太适合因子分析; $KMO < 0.5$ 时,完全不适合因子分析。

② 球形检验的统计量是根据先系数矩阵的行列式得到的。当该统计量的值较大,并且其对应的相伴概率小于设定的显著性水平时,拒绝零假设,认为变量之间存在相关性,适合作因子分析。

③ 其他变量关于国有上市公司与非国有上市公司的区分与此类似。

表 2 主成分 1 的因子得分系数矩阵

变量	因子得分系数矩阵
每股收益(EPS^1)	0.266
总资产净利润率(ROA^1)	0.301
资产收益率(ROE^1)	0.315
可持续增长率(RSD^1)	0.290

此外,公司绩效除受高管薪酬影响外,还受其他诸多因素的影响,故纳入高管持股比例、公司规模、股权集中度与两职兼任这四个控制变量:①高管持股比例(SP),即公司全体高管持有的股票总数除以公司总股本的比值作为高管持股比例的代理变量^①;②公司规模($SIZE$),一般认为销售额是公司规模最好的代理变量,故采用公司营业收入即销售额来衡量公司规模;③股权集中度(Z 指数),是公司第一大股东持股比例与第二大股东持股比例的比值,故 Z 指数最能显示第一大股东对公司的控制能力大小及第一大股东较其他股东的优势;④两职兼任($BOTH$),两职兼任即董事兼任公司高管,能在一定程度上反应董事会结构。西方国家上市公司中高管两职兼任现象几乎不存在,中国上市公司中这一现象更多,基于这一特殊性,有必要将两职兼任这一虚拟变量纳入分析。当两职兼任存在时,虚拟变量取值为 1,否则取值为 0。

(二) 样本选择及数据来源

本文选取 2003 - 2010 年沪深两市国有及非国有 A 股上市公司为研究样本^②,且数据均来源于国泰安数据库($CSMAR$)的股东研究数据库和公司治理数据库。在选取样本时,采用随机抽样法,并进行了如下的数据处理:(1)剔除同时发行 B 股和 H 股的上市公司,因为 B 股和 H 股影响 A 股的信息披露;(2)剔除 ST 及 PT 股,因为极端值会对统计结果产生不利影响;(3)剔除金融、保险行业的上

市公司,因为金融类上市公司不同于一般企业的薪酬考核和业绩评价,具有特殊性;(4)剔除样本期内数据不全的公司;(5)剔除样本期内公司性质出现变化的上市公司。此外,由于我国目前采用的股权分类方法使法人股的所有权属性不能被清楚的表达出来,而用终极产权论对上市公司的控股主体进行分类,通过层层的所有权关系链来寻找上市公司的终极控股股东能清晰准确的划分公司所有权属性,也更有利于对上市公司的各项研究^[14]。最终,本文选择了 463 家样本公司,其中国有上市公司 296 家,非国有上市公司 167 家,并以最终控制人理论为区分上市公司性质的依据^③。

(三) 描述性统计分析

表 3 列出了国有与非国有上市公司的公司绩效、高管薪酬水平、高管持股数量、营业收入及 Z 指数的各项统计值,经对比分析发现:一方面,非国有上市公司的绩效优于国有上市公司,但国有上市公司之间的绩效差异小于非国有上市公司;国有上市公司高管薪酬平均值为 38.87 万元,高于非国有上市公司的高管平均薪酬。国企高管薪酬超过非国企高管薪酬的原因可能是:近年来的国企改革成效显著;大部分上市的国有企业属优质国企,在整体上提升了国企高管的平均薪酬。从极差和标准差的数据看,不论是国有还是非国有上市公司的高管报酬,个体之间差异悬殊。另一方面,非国有上市公司高管持股数量明显多于国有上市公司高管的持股数量;国有上市公司的规模平均大于非国有上市公司,但其个体间差异较大;国有上市公司的股权集中度高于非国有上市公司的股权集中度, Z 指数的大小最能说明首位大股东对公司的控制力大小,而国有上市公司的股权集中度较高,能在一定程度上说明,国有上市公司的国有股所占比例仍然较大。

① 由于高管持有的股票中高管本身就持有的股票和公司授予的激励性股票都能起到激励高管的作用,因此,本文未严格区分。

② 2003 年国有资产管理机构成立,随后各级地方政府也纷纷设立了国有资产管理局,以对国有资产实行监督、管理,在一定程度上改善了国企所有者缺位的境况,因此本文选取 2003 - 2010 年数据作为研究样本。

③ 当上市公司最终控制人是国有企业、政府部门、机构或者政府部门拥有的专业机构组织(事业单位)时,属于国有上市公司,具体的是当终极控制权属于国务院国有资产管理机构、各级地方政府的国有资产管理机构、事业单位时,该上市公司便划为国有上市公司,否则便属于非国有上市公司。

表 3 国有与非国有上市公司样本总体性描述

变量	均值	中位数	最大值	最小值	极差	标准差	样本
国有上市公司							
PEF^1	-0.0004	-0.18	5.60	-5.57	11.17	1.00	3168
PAY^1	38.87	30.43	348.66	0.50	348.16	34.75	3168
CG^1	24.04	0.41	5306.95	0.00	5306.95	203.45	3168
SP^1	0.00045	6.87E-6	0.12	0.00	0.12	0.0051	3168
XSE^1	59.22	19.98	2021.49	0.29	2021.20	131.52	3168
Z^1	32.10	12.16	1039.33	1.00	1038.33	65.43	3168
非国有上市公司							
PEF^2	0.0011	-0.13	7.52	-7.30	14.82	1.00	1336
PAY^2	36.15	24.90	335.91	0.83	335.08	36.65	1336
CG^2	301.71	0.03	18383	0.00	18383	1310.78	1336
SP^2	0.0110	9.08E-7	0.53	0.00	0.53	0.05	1336
XSE^2	22.53	10.95	745.59	0.03	745.56	42.32	1336
Z^2	14.80	3.66	533.33	1.00	532.33	36.44	1336

注: 1. 高管薪酬水平(PAY) 单位为万元; CG 表示高管持股数量, 单位为万股; XSE 代表销售额, 是公司规模的代理变量, 单位为亿元; Z 指数单位为%。

2. 以上结果是利用 EViews6.0 得到的。

(四) 面板数据的单位根检验

在进行实证分析前, 必须对面板数据进行平稳性检验, 避免出现伪回归现象, 确保估计结果的有效性。对数据进行平稳性检验最常用的方法是单位根检验。经检验发现, 国有与非国有上市公司的综合绩效、Z 指数及持股比例均平稳。而国有与非国有上市公司的高管薪酬水平数据和销售额数据在 3 种检验模式^①下均不平稳, 因此, 有必要分别对国有与非国有上市公司的高管薪酬数据和销售额数据进行一阶差分平稳化处理。

四、实证结果分析

(一) 全样本实证结果分析

表 4、表 5 是利用 EViews6.0 软件, 分别以 PEF^1 和 PEF^2 为因变量, 采用 OLS 估计方法得到的国有与非国有上市公司的回归结果, 通过对比发现:

(1) 国有上市公司的高管薪酬对绩效的激励效应略高于非国有上市公司中高管薪酬对公司绩效的激励效应, 这与假设 1 不一致。由表 4 的方程 3, 国有上市公司高管薪酬变量系数为 0.0042; 而

方程 9 中, 非国有上市公司中这一系数为 0.0035。改革开放以来, 国有上市公司高管人员的薪酬激励制度在不断改进和完善, 目前国企广泛应用的年薪制使高管薪酬与经营者的经营业绩、所作贡献、所承担风险责任等联系更密切, 提高了高管的经营积极性, 因此在国企高管的薪酬对公司绩效起着显著的激励作用。非国有上市公司的高管所得收入中, 还有因持有公司股票所得到的收益, 且他们的持股数量和持股比例远高于国有上市公司的高管的持股数量及持股比例。因此非国有上市公司的高管货币性薪酬对公司绩效的激励效应更小。

(2) 国有上市公司规模扩张带来的绩效提升程度更小。由方程 3、6 知, 国有上市公司公司规模变量的系数为 0.0032; 而表 5 中, 非国有上市公司的这一系数为 0.0117。这一差异的原因如下: 公司规模的扩大, 能使得企业获得的规模经济效应。国有上市公司普遍是大企业, 随其生产规模的不断扩张, 可能出现了规模报酬不变或递减; 国企因能获得更多的政策和资源倾斜, 面临的市场竞争

① 单位根检验的 3 种检验模式: 既有趋势又有截距, 只有截距项, 二者都不含。

压力相对较小,导致其市场竞争的活力不如非国企;另外大企业的内部层级多,机构庞大,利益关系复杂,反而降低了企业内部的资源配置效率。

(3) 国有上市公司高管两职兼任时,高管薪酬与公司绩效的相关系数不会改变,非国有上市公司高管两职兼任时,这一系数变小。这与假设 5 不符。造成这一差异的原因是在非国企中,高管的薪酬计划由董事会制定。若公司高管兼任董事,拥有董事身份的高管对公司的控制权增加,可能导致董事会对高管经营能力和经营业绩的评价不客观,高管有可能为自己确定更高的薪酬水平或制定有利于自身利益的薪酬计划,这样薪酬与绩效间的关联程度就相应降低了。而国企高管的薪酬制度由人力资源和社会保障部制定,薪酬方案须报国资委审批,即使公司高管存在两职兼任的现象也不会因为其对公司的控制权增加而制定有利于自己的薪酬计划或者为自己确定更高的薪酬水平。因此国企高管两职兼任并未对高管薪酬和公司绩效间的相关系数产生影响。

(二) 依高管持股分组样本实证结果分析

不论是在国有还是非国有上市公司中,均存在大量的高管零持股现象。基于这一实际现象,有必要以高管是否持股作为分组依据进行分样本回归以进一步探讨当持股数量不同时,国有与非国有上市公司中高管薪酬对绩效影响程度的差异。

在国有和非国有上市公司,高管薪酬与公司绩效都显著正相关,如表 6。但在国有上市公司中,薪酬对绩效的影响以及两者的相关性并未随着高管持股数量的增加而增加,这与假设 2 不一致。而对比非国有上市公司高管零持股情况下和持股情况下,高管薪酬的系数变化得知,随持股数量的增加,薪酬对绩效的影响也变大。

在国有上市公司中,高管持股增加未增加高管薪酬对公司绩效的影响是因为我国国企实施股权激励计划的时间较晚,且对高管持股有严格的政策限制,高管持股少。西方国家的上市公司已广泛实施股权激励计划时,我国国企直到 2005 年

表 4 国有上市公司的回归结果表

变量	以 PEF^1 为因变量					
方程 1-7	1	2	3	4	5	6
C	-0.0003 (-0.0173)	-0.0029 (-0.1743)	-0.0322* (-1.8937)	0.0360* (1.8070)	-0.0012 (0.0682)	0.0026 (0.1266)
$D(PAY^1)$	0.0052** (6.7600)	0.0052** (6.7639)	0.0042** (5.4266)	0.0052** (6.7563)	0.0052** (6.7679)	0.0042*** (5.4332)
SP^1		6.0753 (1.0079)				
$D(SIZE^1)$			0.0032*** (7.2750)			0.0032*** (7.2144)
Z^1				-0.0012** (-3.2959)		-0.0012** (-3.1667)
$BOTH^1$					-0.3857 (-0.4879)	
R^2	0.5524	0.5526	0.5653	0.5551	0.5524	0.5677
$Adj-R^2$	0.4778	0.4778	0.4925	0.4806	0.4774	0.4952
观测值	2065	2065	2065	2065	2065	2065
F 检验值	7.1171 (0.0000)	7.1206 (0.0000)	7.1869 (0.0000)	7.1255 (0.0000)	7.1074 (0.0000)	7.1747 (0.0000)
霍斯曼检验值	13.5733 (0.0002)	14.0248 (0.0009)	11.7656 (0.0028)	12.7187 (0.0017)	14.4528 (0.0007)	13.0892 (0.0003)
面板模型	个体固定	个体固定	个体固定	个体固定	个体固定	个体固定

表5 非国有上市公司的回归结果表

变量	以 PEF^2 为因变量					
方程 8-14	7	8	9	10	11	12
C	-0.0260 (-1.0664)	0.0055 (0.1747)	-0.0685 [*] (-2.7062)	-0.0297 (-1.0249)	-0.0246 (-1.0066)	-0.0743 ^{**} (-2.4993)
$d(PAY^2)$	0.0044 [*] (4.0330)	0.0044 ^{**} (4.0460)	0.0035 ^{**} (3.2215)	0.0044 ^{**} (4.0247)	0.0042 ^{**} (4.0274)	0.0035 ^{**} (3.2091)
SP^2		-3.0330 (-1.5793)				
$d(SIZE^2)$			0.0117 ^{**} (5.3675)			0.0117 ^{***} (5.3729)
Z^2				0.0003 (0.2360)		0.0004 (0.3746)
$BOTH^2$					-0.5339 (-0.8651)	
R^2	0.4530	0.4543	0.4683	0.4530	0.4534	0.4684
$Adj-R^2$	0.3617	0.3627	0.3790	0.3611	0.3615	0.3784
观测值	1169	1169	1169	1169	1169	1169
F 检验值	4.7308 (0.0000)	4.7442 (0.0000)	4.5299 (0.0000)	4.6825 (0.0000)	4.6979 (0.0000)	4.4760 (0.0000)
霍斯曼检验值	15.8257 (0.0001)	18.5484 (0.0001)	11.9490 (0.0025)	18.3535 (0.0001)	16.5045 (0.0003)	15.2188 (0.0013)
面板模型	个体固定	个体固定	个体固定	个体固定	个体固定	个体固定

注: 1. “*”、“**”、“***”分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著; 2. 各个变量回归系数下括号内的数据为 t 值; F 统计量和霍斯曼检验的 Chi-Sq 统计量括号内的数据为 P 值; 3. 限于篇幅, 表中省略了各个国有与非国有上市公司的截距项, 仅列出了公共截距 C; 4. $d()$ 表示变量的一阶差分; 5. 下表同。

表6 高管零持股与持股时的分样本回归结果

变量	以 PEF^1 为因变量		以 PEF^2 为因变量	
	零持股	持股	零持股	持股
方程 13-16	13	14	15	16
C	0.0691 [*] (1.8949)	-0.1070 ^{**} (-4.4137)	-0.1633 ^{**} (-5.0778)	0.1146 [*] (2.2430)
$d(PAY^1)$	0.0073 [*] (3.5509)	0.0019 [*] (2.0383)	0.0036 [*] (1.9541)	0.0039 [*] (2.6119)
$d(SIZE^1)$	0.0073 ^{**} (6.3467)	0.0023 ^{**} (3.3164)	0.0053 [*] (2.5816)	0.0202 [*] (2.6015)
Z^1	-0.0020 ^{**} (-3.0646)	—	—	—
$Adj-R^2$	0.5269	0.4844	0.0947	0.1151
观测值	101 * 7	123 * 7	61 * 7	57 * 7
面板模型	个体随机时间固定	个体固定时间固定	个体随机时间固定	个体随机时间固定

12 月国资委出台的《关于进一步规范国有企业改制工作的实施意见》中才第一次明确大中型国企管理层可以持股, 同时严格限定对可持股的对象和持股数量, “经国有资产监督管理结构批准, 凡通过公开招聘、企业内部竞争上岗等方式竞聘上

岗或对企业发展作出重大贡献的管理层成员, 可通过增资扩股持有本企业股权, 但管理层持股总量不得达到控股或相对控股数量”。2006 年 12 月下发的《国有控股上市公司(境内) 实施股权激励试行办法》又规定单个高管“获授的本公司股权,

累计不得超过公司股本总额的 1%” ,同时 ,对全体高管“授予的股权总量 ,在 0.1% ~ 10% 之间合理确定 ,不得超过公司股本总额的 10%” 。持股数量过少 ,比例过低使高管缺乏足够的动力关注企业长期价值或股东价值。故在国有上市公司中 ,随着高管持股数量的增加 ,薪酬与绩效间的系数不但没有增加反而变小。

值得注意的是 ,在非国有上市公司中 ,随持股数量的增加 ,高管的薪酬增加带来的绩效的提升度更大。如表 6 的方程 16 ,当高管持股时 ,非国有上市公司高管薪酬的系数为 0.0039 ,而国有上市公司中这一系数仅为 0.0019。即当高管薪酬都增加 1% 时 ,非国有上市公司的绩效提升 0.29% ,而国有上市公司的绩效仅提升 0.19%。主要原因是非国有上市公司高管的持股数量和持股比例远远高于国有上市公司高管持有的股票数量和比例 ,如表 3 ,国有上市公司高管持股比例均值为 0.045% ,而非国有上市公司高管的持股比例均值为 1.1%。高管持股与短期薪酬激励相结合便促进了高管的利益函数与股东的利益函数趋于一致。更有利于提高公司绩效。这种以持有公司股票为模式的股权激励 ,使持股的高管成为了公司股东 ,高管自身利益与股东利益趋于一致。因此高管持股比例越高 ,他们与公司的利益也更息息相关 (Jensen and Murphy ,1990) ,便会更加关注公司的长期发展和股东利益的实现。短期激励和长期激励相结合既能提高高管的经营积极性 ,提升公司绩效 ,又能尽量减少其短期行为 ,使他们更加关注公司的长期利益。

(三) 依公司规模分组样本实证结果分析

本文中公司规模与股权集中度的分组是根据面板门槛模型估计出的门槛值得到的^①。门槛模型能根据门槛变量将某组观测值分成不用的机制 ,同一机制内的观测值是同质的 ,而不同机制间的观测值是异质的 ,另外 ,由门槛模型得出的门限

值是渐进有效的^[15]。以门槛值作为公司规模和股权集中的分组依据 ,可避免主观判断样本观测值中分区分点的不足^[16]。因此本文利用门槛模型得出控制变量公司规模及股权集中度 Z 指数的门槛值 ,以深入分析在控制了公司规模及股权集中度之后 ,国有与非国有上市公司的高管薪酬对公司绩效产生的不同影响。

不论是国有还是非国有上市公司 ,随着公司规模扩张 ,薪酬对绩效的影响逐渐变小。这一结论与假设 3 相符。如表 7 方程 17 中 ,高管薪酬变量的系数为 0.0247 ,随着公司规模不断扩大 ,这一系数逐渐变为 0.0061、0.0045 和 0.0030。说明公司规模扩张会减弱高管薪酬对公司绩效的影响。

一般而言 ,公司规模扩大 ,公司管理更复杂 ,对高管的能力要求越高 ,高管要承担的风险和责任增加 ,高管便会要求更高的报酬补偿 ;随公司规模扩大 ,高管对公司的控制权也会增加 ,高管利用自身的权力获得更高的薪酬的可能性也会增加。因此 ,公司规模与高管薪酬正相关。正是因为随着公司规模扩大 ,高管薪酬会随之增加 ,在监管宽松的情况下 ,高管会采取并购等策略来扩张公司规模以增加自身报酬^[17]。并且公司规模的扩张比公司绩效的提升更加简单易行。故高管便会在利益的驱动下 ,产生不断扩张公司规模的冲动 ,从而降低薪酬与绩效的关联程度 ,减弱了高管薪酬对公司绩效的影响。

(四) 分样本回归 - 以股权集中度大小为分组依据

在股权分散和股权高度集中的情况下 ,国有和非国有上市公司高管薪酬与公司绩效的相关性都不显著。只有当股权适度集中时 ,高管薪酬与绩效才呈现出显著的正相关关系。另外 ,随 Z 指数的增加 ,薪酬对绩效的影响首先增加然后减小 ,这与假设 4 不符。

① 门槛值是利用 stata11.2 软件得到的 ,限于篇幅 ,未列出门槛回归的具体过程。

表 7 国有上市公司以规模作为分组依据的分样本回归结果

变量	以 PEF^1 为因变量			
方程 17 - 20	17	18	19	20
规模特征	< 8. 2377	8. 2377 - 43. 0574	43. 0574 - 54. 8782	1 > 54. 8782
C	-0. 4535 ** (- 4. 0119)	-0. 0984 (- 1. 3092)	-0. 3306 (- 1. 4034)	-0. 0366 (- 0. 2078)
$d(PAY^1)$	0. 0247 ** (4. 4678)	0. 0061 ** (2. 9442)	0. 0045 * (1. 8989)	0. 0030 * (2. 1195)
$d(SIZE^1)$	—	0. 0089 ** (3. 1706)	0. 0425 ** (6. 2234)	0. 0028 ** (4. 9194)
Ad - R^2	0. 0787	0. 0269	0. 3884	0. 0969
观测值	32 * 7	94 * 7	12 * 7	49 * 7
面板模型	个体随机	个体随机时间随机	个体随机	个体随机时间随机

表 8 非国有上市公司以规模作为分组依据的分样本回归结果

变量	以 PEF^2 为因变量		
方程 21 - 23	21	22	23
规模特征	< 15. 5479	15. 5479 - 22. 0480	> 22. 0480
C	-0. 2257 ** (- 3. 3784)	0. 1518 (0. 6907)	-0. 0198 (- 0. 2236)
$d(PAY^2)$	0. 0043 * (2. 3907)	0. 0037 (0. 3449)	0. 0029 * (1. 7331)
$d(SIZE^2)$	0. 0499 ** (4. 8947)	—	0. 0079 * (2. 0243)
Z^2	—	—	0. 0077 ** (2. 9437)
Ad - R^2	0. 0560	0. 0331	0. 3326
观测值	88 * 7	15 * 7	32 * 7
面板模型	个体随机	个体随机时间随机	个体固定时间随机

表 9 国有上市公司以股权集中度作为分组依据的分样本回归结果

变量	以 PEF^1 为因变量			
方程 24 - 25	24	25	26	27
股权特征	< 10. 1378	10. 1378 - 22. 3795	22. 3795 - 35. 4296	> 35. 4296
C	-0. 0857 ** (- 3. 3291)	-0. 0879 (- 0. 577)	0. 8605 * (3. 4815)	-0. 0170 (- 0. 1494)
$d(PAY^1)$	0. 0017 (1. 4014)	0. 0035 * (2. 7225)	0. 0058 (1. 2788)	0. 0033 (1. 5969)
$d(SIZE^1)$	0. 0065 ** (6. 2091)	0. 0071 ** (3. 1420)	0. 0476 ** (3. 5855)	—
Z^1	—	—	-0. 0205 * (- 2. 4420)	-0. 0010 * (- 2. 0661)
Ad - R^2	0. 5165	0. 0555	0. 6925	0. 0160
观测值	100 * 7	41 * 7	17 * 7	52 * 7
面板模型	个体固定时间固定	个体随机	个体固定	个体随机时间随机

表 10 非国有上市公司以股权集中度作为分组依据的分样本回归结果

变量	以 PEF^2 为因变量		
方程 28 - 29	28	29	30
股权集中特征	< 3. 3787	3. 3787 - 34. 4307	> 34. 4307
C	-0. 0313 (-0. 7467)	-0. 0060 (-0. 0787)	-0. 2864 (-1. 6126)
$d(PAY^1)$	0. 0014 (1. 0217)	0. 0065 ** (3. 6546)	0. 0062 (0. 9372)
$d(SIZE^2)$	0. 01535 ** (3. 0734)	0. 0059 * (2. 3774)	0. 0157 ** (3. 0911)
$Ad - R^2$	0. 3529	0. 0630	0. 0970
观测值	73* 7	57* 7	16* 7
面板模型	个体固定时间随机	个体随机	个体随机

当股权高度集中时,第一大股东因持有最多的公司股份,对公司的经营与管理能产生很大的影响。在行为能力方面,大股东在信息获取、监督公司经营等方面,较小股东而言更有优势。另外,在股权高度集中的情况下,若控股股东是公司时,通常会直接任命经理人员或董事成员作为其代表,若控股股东为个人,股东本人通常会担任董事长或公司高管^[17]。但由于其他股东拥有很小的公司股权,不能有效制约大股东,因此在这种情况下,就可能出现大股东为追求自身利益而侵害小股东的利益,不利于公司治理效率的提高。当股权分散时,单个股东控股比例相差不大,虽能避免股权高度集中情况下大股东与小股东的两极分化现象,有利于权利制衡机制的形成,但单个股东既缺乏监督公司高管的积极性,也缺乏有效监督的能力。因此在这种情况下,对高管的内部监督机制不能发挥其应有的作用,不利与改善公司的治理效率,代理问题不能得到有效的缓解,因此表现出高管薪酬与公司绩效不相关的统计特征。在股权适度集中的情况下,因其他大股东也持有与第一大股东数量相当的股份,能形成有效地权利制衡机制,并且又避免了在股权高度分散情况下,小股东在实行监督时的“搭便车”问题,有利于形成有效地内部监督机制,从而提高公司治理效率。此时,大股东在追求自身利益最大化的动机下,必然会改善公司治理机制,设计更为合理科学的高管绩效-薪酬契约,从而提高公司价值,以实现自我利益最大化^[18]。因此在股权适度集中的情况

下,高管薪酬与公司绩效显著正相关,并且薪酬对公司绩效的激励效应最大。

综上,高管薪酬对公司绩效的影响大小会随着股权集中度的改变而改变,当国有上市公司的股权集中度 Z 指数在 10.14 ~ 22.38 之间时,高管薪酬与公司绩效才表现出显著正相关关系。而非国有上市公司的 Z 指数约为 3.4 ~ 34.4 时,高管薪酬与公司绩效显著正相关,且此时高管薪酬对绩效的激励效应最大。另外国有与非国有上市公司的共同特征就是:适度集中的股权集中度有利于薪酬-契约的履行,也有利于改善公司绩效。

五、研究结论及政策建议

(一) 研究结论

总体而言,国有上市公司的高管薪酬增加对绩效的激励效应略高于非国有上市公司的高管薪酬对公司绩效的激励效应,但在高管持股的情况下,非国有上市公司的高管薪酬增加带来的绩效提升度更大。高管薪酬对公司绩效的影响会随着高管持股数量、公司规模与股权集中度的改变而改变:随着高管持股数量的增加,非国有上市公司的高管薪酬对绩效的影响增加,而国有上市公司则相反;公司规模的扩大会降低高管薪酬对公司绩效的影响;只有当国有上市公司的股权集中度 Z 指数约为 10.14 ~ 22.38 时,高管薪酬与公司绩效才表现出显著正相关的关系,非国有上市公司的 Z 指数约为 3.4 ~ 34.4 时,高管薪酬与公司绩效显著正相关。

(二) 政策建议

完善公司的薪酬激励制度,注重合理的薪酬

结构。根据实证结果,不论是国有还是非国有上市公司,高管薪酬增加对公司绩效都有显著的激励作用。目前上市公司广泛采用的年薪制下高管的年薪是由固定的和可变的两部分组成。可变的这部分主要是奖金,这是以高管的业绩为基础来确定的,由于直接考核高管的业绩是很难的,因此就用公司的绩效表现来代替。这样,高管的年度薪酬便与公司绩效紧密联系起来。故合理确定高管固定工资与奖金的比例,增加奖金在高管报酬中所占的比例,能提高高管经营积极性,有利于提升公司绩效。完善薪酬激励制度,使高管薪酬与公司绩效联系更紧密,并加强对公司高管的监督和约束,也有利于抑制高管通过扩大公司规模来获取更高薪酬的冲动,尽量减少公司规模扩张会降低高管薪酬与公司绩效关联程度的不利影响。在绩效-薪酬契约下,主要考察公司一年期的绩效,属短期激励。若薪酬结构单一,只考虑短期薪酬激励而忽视长期的激励,高管在利益的驱动下,可能会采取短期行为。因此为避免高管的短期行为,在设计高管薪酬制度时,需综合考虑短期激励和长期激励。长期激励主要方式是股权激励,从实证结果来看,上市公司高管持股比例与公司绩效的相关关系不显著,高管持股对公司高管的激励效果甚微,但是短期薪酬与持股相互结合更有利于激励高管。因此上市公司要重视长期薪酬激励在高管薪酬结构中的作用,不断完善股权激励的业绩考核体系,并根据公司的性质、股权特征及自身的发展阶段选择合适的薪酬激励方式;而政府和相关部门应建立和健全股权激励的法律法规及相关制度,为上市公司成功实施股权激励制度提供必要的政策支持和政策环境。

参考文献:

- [1] Jensen MC, Murphy KJ. Performance Pay and Top-management Incentives [J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(2): 225-264.
- [2] Steven NKaplan. Top Executive Rewards and Firm Performance: A Comparison of Japan and the U. S [J]. Journal of Political Economy, 1994, 102(3): 510-546.
- [3] Hall J Hall, Jeffrey B Liebman. Are CEOs Really Paid Like Bureaucrats? [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1998, 8(13): 653-691.
- [4] K J Sigler. CEO Compensation and Company Performance [J]. Business and Economics Journal 2011(31): 1-8.
- [5] 魏刚. 高级管理层激励与上市公司经营绩效[J]. 经济研究 2000(3): 32-39
- [6] 冯根福,赵珏航. 管理者薪酬、在职消费与公司绩效——基于合作博弈的分析视角[J]. 中国工业经济, 2012(6): 27-35.
- [7] Jensen M C, W H Meckling. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure [J]. Journal of Financial Economics, 1976(3): 305-360.
- [8] Jensen M C, Murphy KJ. CEO Incentives - it's Not How Much You Pay, But How [J]. Harvard Business Review, 1990, 68(3): 138-153.
- [9] Mehran H. Executive Compensation Structure, Ownership, and Firm Performance [J]. Journal of Financial Economics, 1995, 38(2): 163-184.
- [10] Conyon M. J. Corporate Governance and Executive Compensation [J]. International Journal of Industrial Organization, 1997, 15(4): 493-509.
- [11] Wright P, Kroll M, Elenkov D. Acquisition Returns, Increase in Firm Size, and Chief Officer Compensation: The Moderating Role of Monitoring [J]. Academy of Management Journal, 2002, 45(3): 599-608.
- [12] Firth M, Fung P M, Rui M. Corporate Performance and CEO Compensation in China [J]. Journal of Corporate Finance, 2006, 12(4): 693-714.
- [13] Brick I. E, Palmon O, Wald J K. CEO Compensation, Director Compensation, and Firm Performance: Evidence of Cronyism? [J] Journal of Corporate Finance, 2006, 12(3): 403-423.
- [14] 叶勇,胡培,何伟. 上市公司终极控制权、股权结构及公司绩效[J]. 管理科学 2005, 18(2): 58-64.
- [15] Hansen B E. Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93: 345-368.
- [16] 余怒涛,沈中华,黄登仕. 公司规模门槛效应下的董事会独立性与公司价值的关系[J]. 数理统计与管理, 2010, 29(5): 871-882.
- [17] Holderness, Clifford, Sheehan, Dennis P. The Role of Majority Shareholders in Publicly Held Corporations: An Exploratory Analysis [J]. Journal of Financial Economics, 1988, 9(20): 317-346.
- [18] 陈丹,刘杰琼. 中小企业股权集中度、高管激励和公司绩效相关性研究[J]. 东岳论丛, 2010, 31(11): 44-49.

(本文责编: 海洋)